

Závislost nákladů úročeného cizího kapitálu na vybraných finančních ukazatelích

*Lucie Rudolfová**

Abstrakt:

Príspevok zkoumá závislost výše nákladů cizího kapitálu na dvou finančních ukazatelích, kterými jsou ukazatel úrokového krytí a výše úročeného cizího kapitálu. Účelem je zhodnotit, zda jsou tyto ukazatele vhodné k odhadu nákladů cizího kapitálu pro účely oceňování podniků. Ukazatel úrokového krytí byl zvolen z toho důvodu, že je hlavní komponentou modelu úrokového krytí navrženého A. Damodaranem (2006), který odborná literatura doporučuje, jako jednu z možných metod vhodných k odhadu nákladů cizího kapitálu. Tento model však nevychází z českých podmínek a dat. Pomocí regresní analýzy tedy v tomto příspěvku zkoumám, do jaké míry je tento ukazatel schopný predikovat náklady cizího kapitálu českých podniků. Jako druhý zde testovaný ukazatel jsem zvolila absolutní výši dluhu, protože tuto veličinu považuji za aproximaci objemu úvěru, kdy s rostoucím objemem lze očekávat pokles úrokové sazby. Za tímto účelem byl vybrán vzorek 8 358 v České republice aktivních podniků z let 2013–2016, na nichž byla regresní analýza provedena. Bylo zjištěno, že mezi zvolenými ukazateli a náklady cizího kapitálu existuje slabá nepřímá závislost a že při určité kombinaci obou faktorů lze náklady cizího kapitálu odhadnout u 65 % zkoumaných společností s odchylkou menší než 1,5 procentního bodu.

Klíčová slova: Náklady kapitálu; Cizí kapitál; Úročený kapitál.

JEL klasifikace: G32.

1 Úvod

Podle výzkumu, který provedl Podšubka (2012), je v podmínkách České republiky nejpoužívanější metodou odhadu nákladů cizího úročeného kapitálu (dále jen *nCK*) metoda aktuálních úrokových sazeb. Tato metoda je za určitých omezení doporučována i českou odbornou literaturou (Mařík, 2018, s. 249), jako jedna z vhodných metod. Podšubka (2012) však zjistil, že tato metoda je v praxi využívána i v případech, kdy nejsou splněny její omezující předpoklady. Jako alternativu k této metodě uvádí Kislingerová (2001, s. 177) a Mařík (2018, s. 250) metodu úrokového krytí, kterou přestavil Damodaran (2006), kdy jsou *nCK* odhadnuty ve dvou variantách podle velikosti podniku právě na základě ukazatele úrokového krytí. Účelem této práce je zjistit, zda lze s použitím úrokového krytí dosáhnout u českých podniků uspokojivé kvality odhadu *nCK* a zda se kvalita

* Lucie Rudolfová, Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví, katedra financí a oceňování podniku, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3; <xrudl03@vse.cz>.

Článek je zpracován jako součást výzkumného projektu Fakulty financí a účetnictví VŠE Praha, který je realizován v rámci institucionální podpory VŠE IP100040.

tohoto odhadu zlepši při zařazení další proměnné, kterou je v tomto případě absolutní výše dluhu. Absolutní výše dluhu byla zvolena jako aproximace objemu úvěru, kdy z dat České národní banky (2018) vyplývá, že s rostoucím objemem úvěru, klesá úroková sazba. Protože testování je prováděno pouze na datech z roku 2016 (roky 2013–2015 mají pouze kontrolní funkci), nejsou výsledky ovlivněny případnou změnou základních úrokových sazeb.

2 Přehled odborné literatury

Náklady kapitálu se zabývá množství autorů a je mu v odborné literatuře věnována relativně velká pozornost. Většinou je však zaměřena na průměrné vážené náklady kapitálu (WACC), které poprvé představili Modigliani a Miller (1958). Z těch aktuálních se této problematice věnují například Lorenz, Kruschwitz, a Löffler (2016), nebo z českých autorů Mařík a Maříková (2015). Další poměrně hojně zkoumanou oblastí jsou náklady kapitálu vlastního. Ať už jde o zkoumání faktorů vlivu (Reverte, 2009) nebo o metody jejich stanovení např. pomocí seskupovací analýzy (Ingram a Magretis, 2010), metody upravené pro specifika východoevropských zemí (Kanaryan a kol., 2015), metody pro neobchodovatelné společnosti (Abudy a kol., 2016), metody pro velké nefinanční společnosti v Eurozóně (Mazet-Sonilhac a Mesonnier 2017) nebo metody pro specifické případy forem vlastního kapitálu jako jsou zaměstnanecké opce či převoditelné cenné papíry (Daves a Ehrhardt, 2007). Náklady cizího úročeného kapitálu stojí v tomto ohledu v pozadí a odborné publikace jim věnované se zaměřují spíše na problematiku daňového štítu či nákladů finanční tísně. Například Arzac (2005) řeší náklady daňového štítu pro případ neměnné úrovně zadlužení, model pro rizikové daňové štíty navrhuje Qi a kol. (2012), specifický případ daňového štítu při zrušení předlužení zkoumají Krause a Lahmann (2017) a vliv subjektivně stanoveného daňového štítu na celkové WACC a hodnotu oceňovaného aktiva zkoumají Eisdorfer a O'Brien (2012). Náklady finanční tísně a jejich empirickým vyčíslením pomocí hodnot vybraných společností před a po úpadku se zabývají např. Davydenko a kol. (2012) úpravu WACC pro firmy ve finanční tísně pak řeší např. Mari a Marra (2018) a binomický model se zohledněním pravděpodobnosti vzniku finanční tísně představuje Lodowicks (2007). Nicméně někteří autoři se zabývají i faktory vlivu na nCK . Aivazian a kol. (2015) řeší vliv organizační struktury na hodnocení dlužníka věřitelem. Bonfim a kol (2018) zkoumají vliv informační asymetrie na výši úroku. Ertugrul a kol. (2017) řeší, jak transparentnost výroční zprávy ovlivňuje výši nákladů cizího kapitálu. Zajímavou analýzu provedli i Kiefer a Schorn (2009), kteří zjistili, že rizikové prémie cizího úročeného kapitálu u německých, rakouských a švýcarských společností, které začaly používat k vykazování finančních výsledků Mezinárodní standardy účetního výkaznictví (IFRS), se v určitém časovém horizontu snižují. Empirický model pro stanovení nákladů nejen vlastního ale i cizího a celkového kapitálu pro německé na burze

kótované společnosti zpracovali Krotter a Schüller (2013). Úpravu WACC a volného peněžního toku (FCF) pro případ aktivace nákladů cizího kapitálu řeší Pierru a Babusiaux (2010). Jistý návod, jak stanovit bezrizikovou úrokovou míru jak k vlastnímu, tak k cizímu úročenému kapitálu publikoval Damodaran (2008). Postup stanovení rizikové přírážky pak uvádí Damodaran (2009). V tomto modelu je riziková přírážka stanovena na základě jediného ukazatele, kterým je úrokové krytí, podle něž je odhadnut rating a samotná přírážka. Jako vstupní data pro tento model slouží data obchodovaných dluhopisů amerických společností a pro použití mimo trh USA je výsledek modelu dále upravován o spread kreditního rizika dané země. Nejucelenější přehled metod pro odhad nákladů cizího úročeného kapitálu a faktorů, které náklady cizího kapitálu ovlivňují, přináší Podšubka (2012), který se soustředí na metody použitelné v podmínkách České republiky pro potřeby výnosového ocenění a analyzuje některé finanční proměnné (včetně úrokového krytí), které by na *nCK* mohly mít vliv. Analýza *nCK* je v tomto případě provedena na celkových nákladech před odečtením daňové úspory. To znamená, že tyto náklady zahrnují bezrizikovou úrokovou míru, rizikovou přírážku a do jisté míry i náklady finanční tísně.

3 Použitá data

Data byla získána z databáze Amadeus (BVD, 2018), odkud byly staženy finanční údaje o 73 904 aktivních společnostech z let 2008–2017. Ačkoli budou v tomto příspěvku zkoumána pouze data za rok 2016, filtr byl nastaven na roky 2013–2016, aby byly ve vzorku zahrnuty pouze společnosti se stabilními finančními výsledky. Delší období jsem nevolila proto, že by počet společností ve vzorku rychle klesal, což by vzhledem ke zvoleným statistickým metodám nebylo žádoucí. Z původního vzorku byly posléze vyloučeny ty společnosti, které působily v odvětvích finančních služeb (CZ-NACE 64, 65 a 66). Dále byly vyloučeny ty společnosti, které vykazovaly zápornou nebo nulovou hodnotu: aktiv, tržeb, vlastního kapitálu (*VK*), výsledku hospodaření před úroky a zdaněním (*EBIT*), výsledku hospodaření před úroky, zdaněním a odpisy (*EBITDA*), cizího úročeného kapitálu. Ze vzorku jsem nakonec vyloučila i ty společnosti, jejichž *nCK* přesahovaly hodnotu 20 %. Důvodem byla snaha o vyloučení extrémů a případných chyb. Ze stejného důvodu byla ze vzorku vyloučena i společnost ČEZ, a.s., která vykazovala u některých ukazatelů desetinásobné hodnoty oproti druhé po ní následující společnosti. Konečný počet společností ve vzorku je 8 358.

4 Použité metody

Matematické vyjádření závislosti *nCK* na vybraných finančních ukazatelích bylo provedeno pomocí jednoduché nelineární regresní analýzy za použití programů MS Excel a Statgraphics 18. Ke stanovení vhodného modelu byla použita metoda nejmenších čtverců. Tak byly získány rovnice charakterizující průběh závislosti

nCK na vybraných proměnných. Na základě Kolmogorova-Smirnovova testu byla na 95% hladině spolehlivosti zamítnuta hypotéza o normalnosti rozdělení všech tří datových řad: nCK , EBITDA/úroky (dále jen E/U) a úročený cizí kapitál (dále jen UCK). Přesto byla s ohledem na velký počet pozorování a platnost centrální limitní věty regresní analýza použita.

5 Kvalitativní zdůvodnění zvolených proměnných

Jako vysvětlující proměnné byly vybrány tyto finanční ukazatele: E/U a absolutní výše UCK . Vysoké úrokové krytí by mělo pro věřitele znamenat menší riziko, že dlužník nebude schopen plnit finanční závazky, které mu z dluhu vyplývají. Riziková přírážka a tím i celkové nCK by tedy měly být menší než v případě dlužníka s nízkým úrokovým krytím. Tento ukazatel je pro odhad nCK využíván i v modelu úrokového krytí, který na základě amerických dat zpracoval Damodaran (2006), a který doporučuje i Mařík (2018). Závislost nCK na úrokovém krytí ve své práci dokazuje i Podšubka (2012). Absolutní hodnota UCK jako druhá vysvětlující proměnná byla zvolena proto, že na základě dat zveřejňovaných Českou národní bankou (dále jen ČNB) v databázi ARAD (ČNB, 2018), lze pozorovat, že se úrokové sazby z úvěrů nad 30 mil. Kč pohybují níže než úrokové sazby z úvěrů v rozpětí od 7,5 do 30 mil. Kč, které jsou nižší než úrokové sazby z úvěrů do 7,5 mil. Kč. Očekávám tedy, že s rostoucím objemem úvěru bude úroková sazba klesat. Protože údaje o objemech jednotlivých úvěrů nelze vyčíst z účetních závěrek, rozhodla jsem se tuto proměnnou nahradit celkovou výší UCK . Toto zjednodušení vychází z předpokladu, že se podniky chovají racionálně a snaží se získat nejvýhodnější úrok. To znamená, že namísto většího počtu menších úvěrů s vyšší úrokovou sazbou volí jeden větší úvěr s nižší úrokovou sazbou. V případě obou vysvětlujících proměnných byla jejich volba podpořena testy korelace pomocí Pearsonova a Spearmanova korelačního koeficientu (dále jen KK).

Korelace byly měřeny ve čtyřech úrovních:

- a) na celkových datech,
- b) na datech rozdělených do intervalů podle percentilů nCK ,
- c) na datech rozdělených do intervalů podle percentilů UCK a úrokového krytí a
- d) uvnitř decilů rozdělených podle absolutní výše dluhu.

Data pro úroveň b) a c) byla nejprve seřazena podle vysvětlované (varianta b) nebo vysvětlující (varianta c) proměnné. Poté byly párové hodnoty vysvětlované a vysvětlující proměnné rozdělené do 100 intervalů ohraničených jednotlivými percentily. Jak u vysvětlované, tak u vysvětlující proměnné byly k těmto intervalům dopočítány mediány. Regresní analýza byla provedena na takto získaných mediánech, čímž došlo k výraznému omezení variability původního vzorku.

Předmětem jednoduché regresní analýzy v tomto příspěvku budou úrovně a), b) a c). Úroveň d) jako předstupeň vícenásobné regrese, bude analyzován v samostatné studii společně s vícenásobnými regresními modely.

Výsledky korelačních testů (viz Tab. 1) ukazují v případě varianty a) na slabou nepřímou závislost a v případě variant b) a c), kde byla seskupením do jednotlivých intervalů omezena variabilita původního souboru, na silnou závislost.

Vysvětlovanou proměnnou jsou ve všech případech nCK v relativním vyjádření. Tento údaj není z účetních závěrek jednotlivých podniků přímo čitelný a musel tedy být dopočítán náhradním způsobem. Byla použita metoda podobná té, jakou používá Ministerstvo průmyslu a obchodu (MPO) při zpracování publikace Panorama zpracovatelského průmyslu ČR (MPO, 2017) kdy jsou nCK (v relativním vyjádření jako úroková míra) dopočítány nepřímo jako podíl nákladových úroků a stavů UCK . Zatímco (MPO, 2017) používá stavy kapitálu na konci roku, v případě tohoto příspěvku byl použit průměr mezi hodnotou na začátku a na konci roku. Tato úprava byla použita proto, aby byly eliminovány případné extrémní a nesmyslné hodnoty v případech, kdy byl nový úvěr přijat či starý úvěr splacen v průběhu roku. Na rozdíl od zmíněné publikace jsou zde zpracovávány údaje za jednotlivé podniky nikoli součty za celá odvětví. Rozdíl v postupu je zobrazen ve vzorcích (1) a (2) níže.

$$nCK_{MPO} = \frac{\sum_{i=1}^n \text{nákladové úroky}_i}{\sum_{i=1}^n UCK_i - \sum_{i=1}^n \text{vlastní kapitál}_i}, \quad (1)$$

$$nCK_{\text{příspěvek}} = \frac{\text{nákladové úroky}_i}{\frac{UCK_{it} + UCK_{it-1}}{2}}, \quad (2)$$

kde i vyjadřuje každou jednotlivou společnost ve vzorku, t vyjadřuje rok a n vyjadřuje celkový počet společností ve vzorku.

Tab. 1 Výsledky korelačních testů zvolených proměnných a nCK

	a) celková data		b) intervaly dle vysvětlované p. (nCK)		c) intervaly podle vysvětlující p.	
	E/U	UCK	E/U	UCK	E/U	UCK
Pearsonův KK	-0,49	-0,40	0,99	0,93	1,00	-0,91
Funkce	mocnná	logaritmická	reciproká Y	hyperbola	reciproká Y	mocnná
Počet n	8 358	8 358	100	100	100	100
Spearmanův KK.	-0,36	-0,37				

Zdroj: Databáze Amadeus (BVD, 2018), vlastní výpočty.

Testy byly orientačně provedeny v programu MS Excel pro nejběžnější typy funkcí. Na základě regresní analýzy provedené v programu Statgraphics 18, byly

v některých případech později zvoleny jiné modely s vyšším indexem determinace. V případě mocninné funkce záporný KK indikuje nepřímou závislost. V případě hyperboly a lomeného y, je závislost nutné interpretovat opačně. V těchto případech kladný KK znamená nepřímou závislost.

6 Závislost nCK na ukazateli E/U

Korelace nCK s ukazatelem E/U na celkových datech (8 358 pozorování) pomocí Pearsonova korelačního koeficientu vykazovala relativně slabou, avšak statisticky významnou závislost, kterou bylo možné vyjádřit mocninnou funkcí. V rovnici (3) je uvedena její linearizovaná podoba. Rovnice (A) níže pak uvádí stejnou rovnici v exponenciálním tvaru.

$$\ln(nCK) = -2,719 - 0,287 * \ln(E/U) \quad (3)$$

Po seřazení podle nCK a rozdělení do intervalů byla na těchto intervalech ohraničených jednotlivými percentily zjištěna velmi silná korelace sledovaných proměnných. Personův KK 0,99 v tomto případě ukazuje na velmi silnou závislost, která popisuje 99 % variability nCK . Tuto závislost lze na základě regresní analýzy, jejíž výstup zobrazuje Obr. 1, vyjádřit rovnicí:

$$nCK = \frac{1}{(21,837 + 1,057 * E/U)} \quad (4)$$

To, že jde o statisticky významnou závislost, potvrzuje i hodnota $p < 0,05$.

Grafické porovnání mediánů jednotlivých intervalů (body) a modelových hodnot (linie) znázorňuje Obr. 2, z něhož je zřejmé, že tento model je méně spolehlivý při modelování nCK u společností s nízkým E/U , kde se předpokládá vysoká hodnota nCK . Jako negativní stránku tohoto modelu lze vnímat to, že byl zkonstruován pomocí agregovaných dat na úrovni percentilů. Stejný komentář platí i k analýze dat seskupených do intervalů podle vysvětlující proměnné. Tento regresní model vykazuje statisticky významnou závislost s koeficientem determinace (R^2) nad 0,99. Oba tyto modely tedy vysvětlují více než 90% variability dat. To je ovšem do velké míry způsobeno tím, že variabilita dat byla dříve omezena konsolidací původního souboru do intervalů. Funkce, které na dané úrovni nejlépe modelují nCK podle ukazatele E/U , jsou tyto:

$$nCK = 0,066 * E/U^{-0,29} \quad (A)$$

$$nCK = \frac{1}{(21,837 + 1,057 * E/U)} \quad (B)$$

$$nCK = \frac{1}{(31,954 + 0,105 * E/U)} \quad (C)$$

Obr. 1 Závislost nCK na ukazateli E/U (percentily řazené podle nCK)

Dependent variable: nCK 2016
Independent variable: E/U 2016
Reciprocal-Y model: $Y = 1/(a + b \cdot X)$
Number of observations: 100

Coefficients

	<i>Least Squares</i>	<i>Standard</i>	<i>T</i>	
<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>Error</i>	<i>Statistic</i>	<i>P-Value</i>
Intercept	21,837	3,03406	7,19727	0,0000
Slope	1,05651	0,0131423	80,3898	0,0000

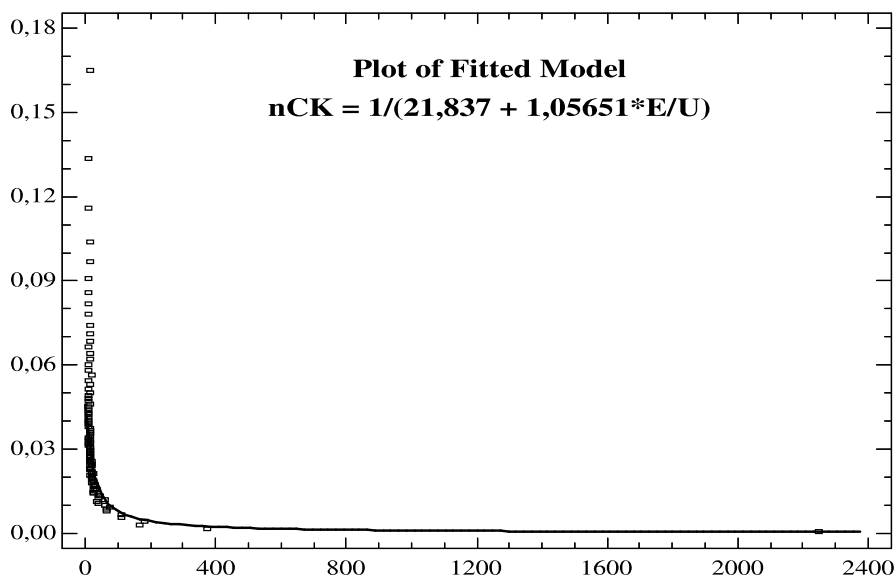
Analysis of Variance

<i>Source</i>	<i>Sum of Squares</i>	<i>Df</i>	<i>Mean Square</i>	<i>F-Ratio</i>	<i>P-Value</i>
Model	5,66151E6	1	5,66151E6	6462,51	0,0000
Residual	85853,3	98	876,054		
Total (Corr.)	5,74737E6	99			

Correlation Coefficient = 0,992503
R-squared = 98,5062 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 98,491 percent
Standard Error of Est. = 29,5982
Mean absolute error = 15,6224
Durbin-Watson statistic = 0,955479 (P=0,0000)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,501353

Zdroj: Databáze Amadeus (BVD, 2018), vlastní výpočty v programu Statgraphics 18.

Obr. 2 Grafické vyjádření závislosti nCK na ukazateli E/U



Zdroj: Databáze Amadeus (BVD, 2018), vlastní výpočty v programu Statgraphics 18.

Tab. 2 Regresní funkce vysvětlující závislost nCK na E/U

Úroveň konsolidace dat	Počet n	Typ regresní funkce	Rovnice regresní funkce	R^2	p (F-test)
celková data	8 358	mocninná	(A)	0,24	0,00
intervaly dle nCK	100	reciproká Y	(B)	0,98	0,00
intervaly dle x	100	reciproká Y	(C)	0,99	0,00

Zdroj: Databáze Amadeus (BVD, 2018), vlastní výpočty v programu Statgraphics 18.

Tab. 3 Modelový výpočet nCK podle ukazatele E/U a analýza rozdílů ve výsledcích (nCK uvedené v %)

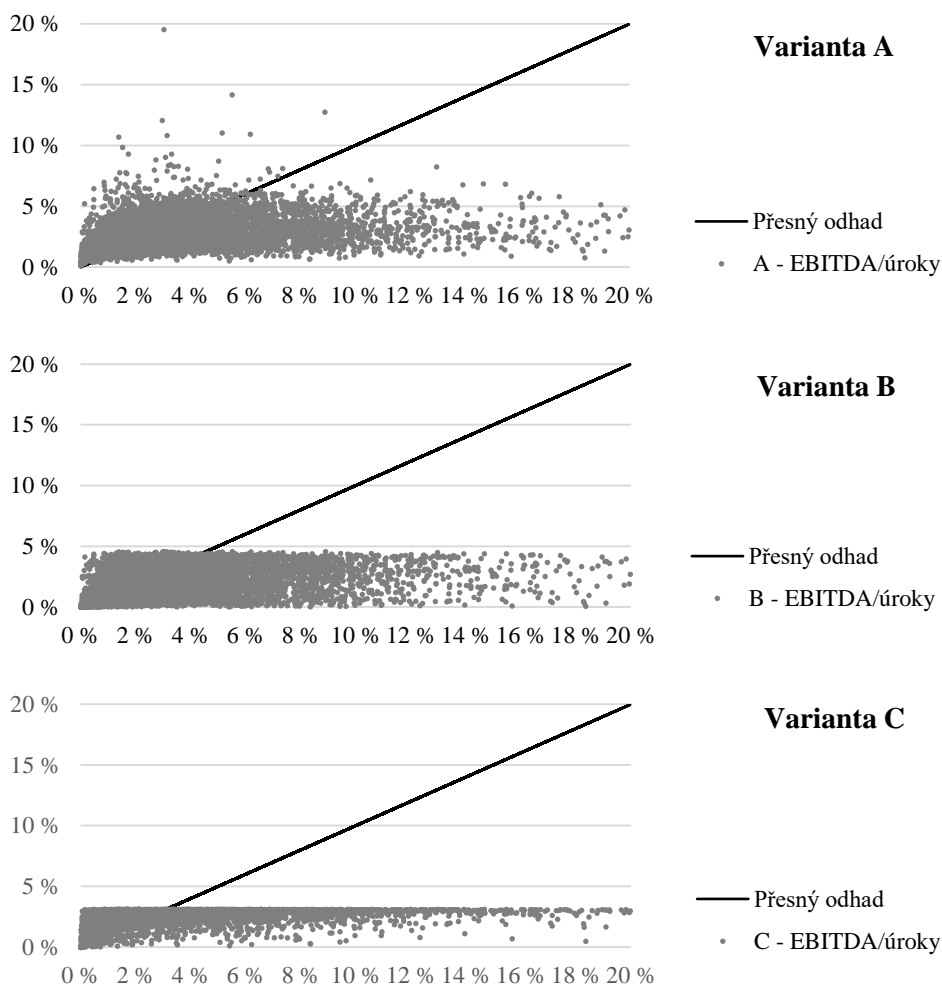
Rovnice	EBITDA/úroky								
	2	5	10	20	70	100	120	200	1000
A	5,41	4,16	3,41	2,79	1,95	1,76	1,67	1,44	0,91
B	4,18	3,69	3,09	2,33	1,04	0,78	0,67	0,43	0,09
C	3,11	3,08	3,03	2,94	2,54	2,36	2,25	1,89	0,73
Max-Mi	2,30	1,08	0,38	0,61	1,50	1,57	1,57	1,46	0,82
A-B	1,23	0,47	0,32	0,46	0,91	0,98	1,00	1,01	0,82
A-C	2,30	1,08	0,38	-0,14	-0,60	-0,60	-0,58	-0,45	0,18

Zdroj: Databáze Amadeus (BVD, 2018), vlastní výpočty.

Modely B a C vykazují shodně vysoký koeficient determinace a oba mají také shora omezené obory hodnot, což je dáno lomeným tvarem rovnice a je to dobře vidět na Obr. 3. Znamená to, že i při nízkých hodnotách ukazatele E/U , by odhady podle rovnice B nepřekročily hodnotu 4,58 % (resp. 3,13 % u rovnice C). Pokud pomíneme matematické omezení definičního oboru v případě obou lomených funkcí, mají všechny tři funkce také svá logická omezení. Vzhledem k tomu, že tyto funkce mají sloužit k alternativnímu odhadu nCK pro výnosové ocenění, je otázkou, pro jaké minimální hodnoty ukazatele E/U je lze využít. Společnosti, které celé své $EBITDA$ vydají na úhradu nákladových úroků a přináší tedy nulové CF pro vlastníky, pravděpodobně nebudou oceňovány výnosově. Proto jako minimální hodnotu ukazatele E/U , pro kterou jsou tyto funkce použitelné, vidím hodnotu jedna. V původním vzorku je pouze 59 společností s hodnotou E/U nižší než jedna, což vzhledem k celkovému rozsahu vzorku, který čítá 8 358 společností, nepovažuji za omezující faktor. Odhad nCK u společností s nízkou hodnotou ukazatele E/U (i když vyšší než jedna) by měl odrážet zvýšené riziko finanční tísně. Z tohoto pohledu považuji za nejlepší odhady podle funkce A. Slabinou tohoto vztahu je vysoká variabilita dat v původním souboru, která vede k tomu, že nejlepší model, kterým je mocninná funkce, vysvětluje pouze 24 % této variability.

Při grafickém porovnání výsledků odhadů a skutečně pozorovaných hodnot nCK na Obr. 3 je vidět, že odhad podle funkce A nejlépe odráží skutečné hodnoty, ačkoli její nespolehlivost při nízkých hodnotách E/U narůstá. Na ose x jsou zobrazeny skutečně pozorované hodnoty nCK pro každou jednotlivou výši E/U a na ose y párové hodnoty, které jsou vypočtené pomocí jednotlivých modelů. Čím vzdálenější jsou body od osy kvadrantu, tím nižší je přesnost odhadu.

Obr. 3 Grafické porovnání pozorovaných hodnot nCK a odhadu podle E/U (nCK v %)



Zdroj: Databáze Amadeus (BVD, 2018), vlastní výpočty v programu Statgraphics 18.

7 Závislost nCK na absolutní výši dluhu

Závislost nCK na výši UCK byla zkoumána opět ve třech úrovních: na celkových datech, na datech rozdělených do intervalů dvěma způsoby: podle percentilů řazených podle výše nCK , a podle percentilů řazených podle výše UCK .

Nejlepšího výsledku na celkových datech dosahuje logaritmický model, který ovšem vysvětluje pouze 16 % variability dat. Po seskupení dat do percentilů, čímž se variabilita značně omezí, index determinace vzroste (91 % v případě dat seřazených podle nCK a 81 % v případě dat seřazených podle výše UCK). Výsledné rovnice zachycuje Tab. 4, kde jsem u druhé a třetí funkce ponechala název v angličtině tak jak je uveden v programu Statgraphics 18, který byl pro vyhodnocení použit.

$$nCK = 0,087 - 0,005 * \ln(UCK) \quad (A)$$

$$nCK = \sqrt{-0,0003 + \frac{13,793}{UCK}} \quad (B)$$

$$nCK = \frac{1}{-5,556 + 4,301 * \ln(UCK)} \quad (C)$$

Tab. 4 Regresní funkce vysvětlující závislost nCK na výši úročeného dluhu

Úroveň konsolidace	Počet n	Typ regresní funkce	Rovnice regresní funkce	R^2	p (F-test)
celková data	8.358	logaritmická	(A)	0,16	0,00
percentily dle nCK	100	kvadratická Y reciproká X	(B)	0,92	0,00
percentily dle UCK	100	reciproká Y logaritmická X	(C)	0,83	0,00

Zdroj: Databáze Amadeus (BVD, 2018), vlastní výpočty v programu Statgraphics 18.

Po dosažení testovacích hodnot do jednotlivých funkcí (viz Tab. 5) je zjevné, že funkce B, která je odvozená z dat konsolidovaných do percentilů podle nCK , není z matematického hlediska použitelná pro vysoké hodnoty úročeného dluhu. Její definiční obor je omezen těmito podmínkami:

$$Df: \left(-0,0003 + \frac{13,793}{UCK} \right) \geq 0 \cap UCK \neq 0 \quad (5)$$

kde Df je definiční obor. Z toho po matematických úpravách vyplývá, že ji nelze využít pro odhad nCK u společností s UCK větším nebo rovným 48,7 mil. Kč (celkem jde o 2 042 společností z celkového vzorku, které toto kritérium nesplňují). Na druhou stranu je logické očekávat, že úroková sazba nebude při vysokých

objemech úvěru rovna nule, ale přinejlepším se bude pouze blížit bezrizikové úrokové míře. Pokud se podíváme na úroveň nCK odhadovanou podle této funkce pro úročený cizí kapitál ve výši 45 mil. Kč a porovnáme tuto hodnotu s hodnotou úrokové sazby 1R PRIBOR, která v prosinci 2016 činila 0,45 % (Česká národní banka 2018) nebo s výnosem 10. letého státního dluhopisu, který v roce 2016 činil 0,53 % (Česká národní banka 2018), zjistíme, že nižší odhad úroku už by nebyl realistický. Místo hodnoty úročeného dluhu nad definičním oborem lze tedy použít horní hranici definičního oboru, na jejímž základě bude odhadnuta nejnižší možná úroková míra.

Další matematické omezení definičního oboru platí pro UCK ve výši 0 Kč nebo menší, což zde uvádím pouze pro úplnost, protože z finančního pohledu nemá smysl pro tyto hodnoty úročeného dluhu nCK počítat. Navíc mají všechny funkce logické omezení oboru hodnot shora, kdy ani při vysokých hodnotách UCK nebo úrokového krytí nelze očekávat, že by úroky mohly nabývat záporných hodnot nebo hodnot nižších než bezriziková úroková míra.

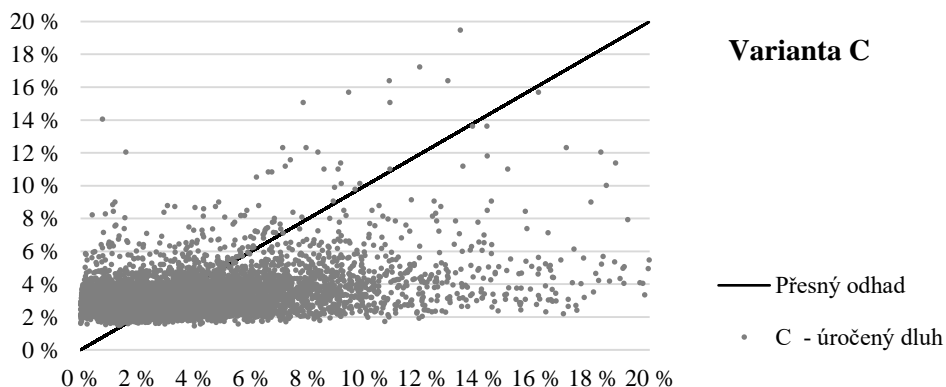
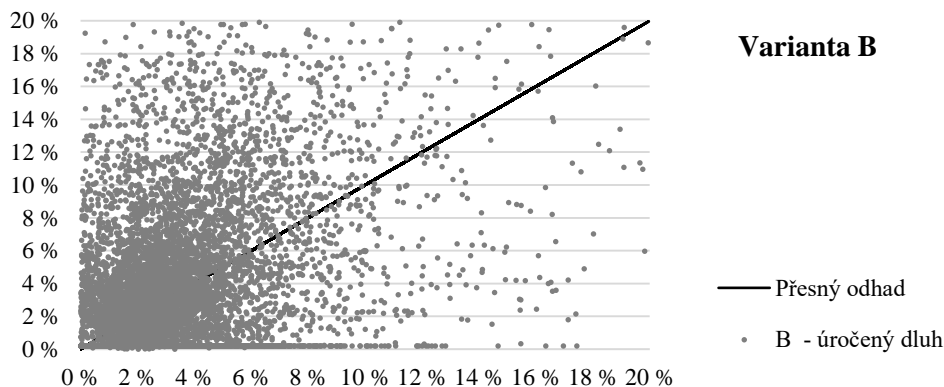
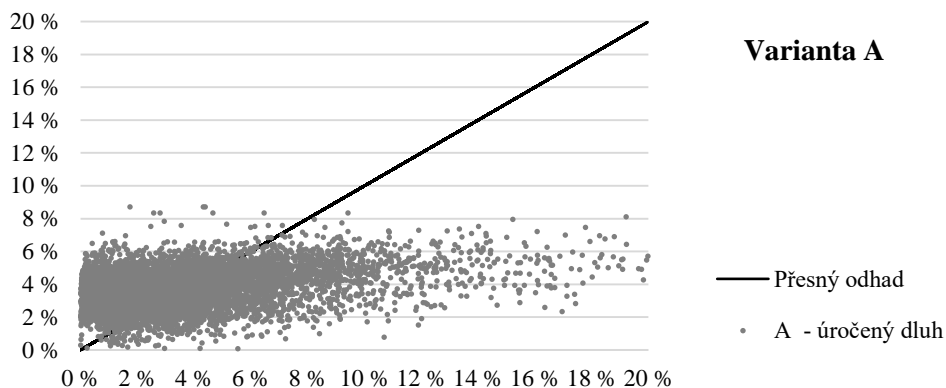
Na grafickém zobrazení průběhu funkcí na Obr. 5 je vidět, že funkce B má jiný průběh než funkce A a C, které jsou si bližší. Funkce B jako jediná odráží očekávané zvýšení úrokové sazby při nižších hodnotách UCK , které reprezentují nižší objemy úvěru. Odhad podle funkce A je také pro nižší hodnoty UCK nižší než odhad podle funkce C, nicméně klesá rychleji a při vyšších hodnotách nabývají odhady podle této funkce záporných hodnot. Z tohoto hlediska je pro odhad podle výše UCK nejvhodnější použít kombinaci funkcí B a C a to tak, že u podniků s úročeným cizím kapitálem menším než 12,5 mil. Kč odhadovat nCK podle funkce B a při vyšších hodnotách podle funkce C.

Tab. 5 Modelový výpočet nCK podle objemu UCK a analýza rozdílů ve výsledcích (nCK uvedeny v %)

Rovnice	UCK (v mil. Kč)								
	1	3	5	10	45	100	400	500	2 500
A	4,99	4,39	4,11	3,74	2,92	2,49	1,74	1,62	0,74
B	11,62	6,57	4,98	3,31	0,48	N/A	N/A	N/A	N/A
C	4,14	3,46	3,22	2,94	2,47	2,27	2,00	1,97	1,73
MaxMin	7,48	3,11	1,76	0,80	2,44	0,21	0,27	0,35	0,99
A-B	-6,64	-2,18	-0,86	0,43	2,44	N/A	N/A	N/A	N/A
A-C	0,85	0,93	0,90	0,80	0,45	0,21	-0,27	-0,35	-0,99

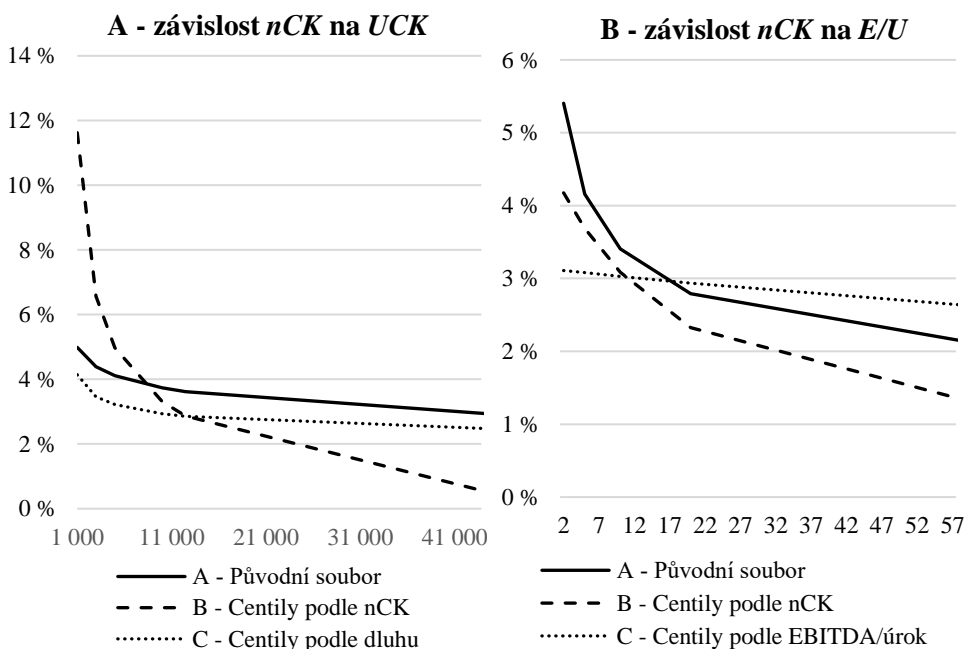
Zdroj: Databáze Amadeus (BVD, 2018), vlastní výpočty.

Obr. 4 Grafické porovnání pozorovaných hodnot nCK a odhadu podle výše UCK (nCK v %)



Zdroj: Databáze Amadeus (BVD, 2018), vlastní výpočty.

Obr. 5 Průběh funkcí pro odhad nCK



Zdroj: Databáze Amadeus (BVD, 2018), vlastní úpravy.

8 Porovnání výsledků odhadu nCK podle E/U a UCK

Odhady nCK podle ukazatele E/U a podle úročeného dluhu vykazují jisté shodné znaky:

- všechny použité funkce jsou klesající, což souvisí s nepřímou úměrou mezi vysvětlující a vysvětlovanou proměnnou,
- odhad podle funkce A se pro většinu sledování nachází mezi odhady podle funkcí C a B a je tedy střední cestou odhadu (Obr. 5A je omezen definičním oborem funkce B, a proto tuto skutečnost neodráží),
- funkce B je nejnižším odhadem nCK pro vyšší hodnoty vysvětlující proměnné.

Náklady cizího úročeného kapitálu je možné alternativně odhadnout podle výše uvedených regresních rovnic pro účely výnosového ocenění pro společnosti s úrokovým krytím vyšším než jedna. Odhady podle všech rovnic byly testovány na původním vzorku 8 358 společností. Nejlepších výsledků dosahují odhady provedené podle kombinace funkce A na základě ukazatele úrokového krytí E/U a podle kombinace funkcí B a C na základě výše UCK . Průměr těchto dvou odhadů se v 65 % případů neodchyluje od skutečného úroku o více jak 1,5 procentního bodu. Výsledky testu spolehlivosti takto provedeného odhadu shrnuje 0. Funkci pro

odhad s nejlepším zjištěným výsledkem lze tedy zapsat pro společnosti s úročeným cizím kapitálem do 12,5 mil. Kč takto:

$$nCK = \frac{0,066 * E/U^{-0,287} + \sqrt{-0,0003 + \frac{13,793}{UCK}}}{2}, \quad (6)$$

A pro společnosti s úročeným cizím kapitálem nad 12,5 mil. Kč takto:

$$nCK = \frac{0,066 * E/U^{-0,287} + \frac{1}{-5,556 + 4,301 * \ln(UCK)}}{2}, \quad (7)$$

Kvalitu výsledného odhadu by bylo možné zpřesnit následujícími postupy:

- vytvořit model pomocí vícenásobné nelineární regrese,
- získat přesnější vstupní data,
- očistit stávající data o další extrémy, a
- omezit vstupní data jen na určitá odvětví.

Toto zpřesnění bude předmětem dalšího výzkumu.

Tab. 6 Analýza spolehlivosti odhadu

Velikost odchylky v odhadu		Počty společností podle velikosti odchylky		
Od	Do	Četnosti	Kumulativní četnosti	Četnosti v %
0,00%	0,49%	2 012	2 012	24%
0,50%	0,99%	1 869	3 881	46%
1,00%	1,49%	1 540	5 421	65%
1,50%	1,99%	911	6 332	76%
2,00%	2,49%	568	6 900	83%
2,50%	2,99%	372	7 272	87%
3,00%	3,49%	219	7 491	90%
3,50%	3,99%	149	7 640	91%
4,00%	4,49%	123	7 763	93%
4,50%	4,99%	88	7 851	94%
5,00%	-	507	8 358	100%

Zdroj: Databáze Amadeus (BVD, 2018), vlastní úpravy.

9 Závěr

V příspěvku byl analyzován vliv ukazatelů E/U a absolutní výše UCK jako vysvětlujících proměnných na úrokové náklady cizího kapitálu nefinančních podniků. V obou případech byly prokázány nepřímé závislosti a pomocí regresní analýzy byly stanoveny rovnice, které průběh závislosti charakterizují. Na základě testu na původním vzorku sledovaných podniků a analýzy četností byly stanoveny nejvhodnější funkce pro odhad nCK . Bylo zjištěno, že při určité kombinaci ukazatele úrokového krytí a absolutní výše dluhu lze odhadnout nCK u 65 % společností s odchylkou menší než 1,5 procentního bodu ve srovnání se skutečnou (z účetních závěrek dopočítanou) výší úroku. Podle mého názoru lze tedy úrokové krytí k odhadu nCK použít. Výsledky odhadu lze podle mého názoru dále zlepšit pomocí vícenásobné nelineární regrese či zapojením další pomocné proměnné. Při případném použití získaných rovnic je třeba brát na vědomí omezující faktory modelu, které mohou vést k určitým nepřesnostem. K těmto faktorům patří zejména odvození nákladů cizího kapitálu z účetních závěrek, které bylo provedeno z důvodu nedostupnosti dat o nových úvěrech. Důsledkem tohoto řešení může být nepřesná výše nCK hlavně u společností, které v průběhu roku 2016 úvěr splatily nebo přijaly nový. Tento postup také vede k tomu, že úroky zde analyzované mohou plynout (a ve většině případů to očekávám) ze smluv uzavřených v dřívějších letech, což znamená, že nemusí odrážet aktuální hospodářskou situaci roku 2016, ale jsou ovlivněny roky předchozími. Nicméně vliv základní úrokové sazby, která by hospodářskou situaci měla odrážet a která se v období 1. 10. 2012 až 3. 8. 2018 pohybovala v rozmezí 0,05 % – 0,1 %, bude zanedbatelný.

Literatura

- ABUDY, M., BANGA, S., SHUST, E., 2016. The cost of equity for private firms. *Journal of Corporate Finance*. Roč. 37, s. 431–443. doi: 10.1016/j.jcorpfin.2016.01.014.
- AIVAZIAN, V. A., QIU, J., RAHAMAN, M. M., 2015. Bank Loan Contracting and Corporate Diversification: Does Organizational Structure Matter to Lenders? *Journal of Financial Intermediation*. Roč. 24, č. 2, s. 252–282. doi: 10.1016/j.jfi.2015.02.002.
- ARZAC, E. R., 2005. A Reconsideration of Tax Shield Valuation. *European Financial Management*. Roč. 11, č. 4, s. 453–461. doi: 10.1111/j.1354-7798.2005.00292.x.
- BONFIM, D., DAI, Q., FRANCO, F., 2018. The Number of Bank Relationships and Borrowing Costs: The Role of Information Asymmetries. *Journal of Empirical Finance*. Roč. 46, s. 191–209. Doi: 10.1016/j.jempfin.2017.12.005.

BVD [Bureau van Dijk], 2018. *Amadeus Database Online* [online]. [cit. 25. 7. 2018]. Dostupné z: <<https://amadeus.bvdinfo.com/version-20181030/home.serv?product=AmadeusNeo>>.

ČNB [Česká národní banka], 2018. *Systém časových řad ARAD* [online]. [cit. 22. 8. 2018]. Dostupné z: <http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.STROM_KOREN>.

DAMODARAN, A., 2006. *The Cost of Distress: Survival, Truncation Risk and Valuation* [online]. Rochester, NY: Social Science Research Network [cit. 14. 11. 2018]. doi: 10.2139/ssrn.887129.

DAMODARAN, A., 2008. *What is the riskfree rate? A Search for the Basic Building Block* [online]. Rochester, NY: Social Science Research Network. [cit. 14. 11. 2018]. doi: 10.2139/ssrn.1317436.

DAMODARAN, A., 2009. *Volatility Rules: Valuing Emerging Market Companies* [online]. Rochester, NY: Social Science Research Network. [cit. 14. 11. 2018] doi: 10.2139/ssrn.1609797.

DAVES, P. R., EHRHARDT, M. C., 2007. Convertible Securities, Employee Stock Options and the Cost of Equity. *The Financial Review*. Roč. 42, č. 2, s. 267–288. doi: 10.1111/j.1540-6288.2007.00171.x.

DAVYDENKO, S. A., STREBULAEV, I. A., ZHAO, X., 2012. A Market-Based Study of the Cost of Default. *The Review of Financial Studies*. Roč. 25, č. 10, s. 2959–2999. doi: 10.1093/rfs/hhs091.

EISDORFER, A., O'BRIEN, T. J., 2012. The Firm-Specific Nature of Debt Tax Shields and Optimal Corporate Investment Decisions. *Managerial Finance*. Roč. 38, č. 6, s. 560–570. doi: 10.1108/03074351211226229.

ERTUGRUL, M., LEI, J., QIU, J., WAN, C., 2017. Annual Report Readability, Tone Ambiguity, and the Cost of Borrowing. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Roč. 52, č. 2, s. 811–836. doi: 10.1017/s0022109017000187.

INGRAM, M., MAGRETIS, S., 2010. A practical method to estimate the cost of equity capital for a firm using cluster analysis. *Managerial Finance*. Roč. 36, č. 2, s. 160–167. doi: 10.1108/03074351011014569.

KANARYAN, N. K., CHUKNYISKY, P., KASAROVA, V., 2015. The cost of equity estimation in emerging Europe: the case of Bulgarian REITs. *Journal of Property Investment & Finance*. Roč. 33, č. 6, s. 517–529. doi: 10.1108/jpif-05-2015-0028.

KIEFER, K., SCHORN, P., 2009. Auswirkungen der IFRS-Umstellung auf die Risikoprämie von Unternehmensanleihen – Eine empirische Studie für

Deutschland, Österreich und die Schweiz. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*. Roč. 79, č. 3, s. 335–365. doi: 10.1007/s11573-008-0222-9.

KISLINGEROVÁ, E., 2001. *Oceňování podniku*. Praha.: C. H. Beck.

KRAUSE, M., LAHMANN, A., 2017. Valuation effects of taxes on debt cancellation. *Quarterly Review of Economics and Finance*. Roč. 65, s. 346–354. doi: 10.1016/j.qref.2016.11.005.

KROTTER, S., SCHUELER, A., 2013. Empirische Ermittlung von Eigen-, Fremd- und Gesamtkapitalkosten: Eine Untersuchung deutscher börsennotierter Aktiengesellschaften. *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*. Roč. 65, č. 5, s. 390–433. doi: 10.1007/bf03372880.

LODOWICKS, A., 2007. *Riskantes Fremdkapital in der Unternehmensbewertung: Bewertung von Insolvenzkosten auf Basis der Discounted-Cashflow Theorie*. Wiesbaden: Deutscher Universitäts-verlag. doi: 10.1007/978-3-8350-5550-6.

LORENZ, D., KRUSCHWITZ, L., LOFFLER, A., 2016. Are Costs of Capital Necessarily Constant over Time and across States of Nature? Some Remarks on the Debate on „WACC Is Not Quite Right". *Quarterly Review of Economics and Finance*. Roč. 60, s. 81–85. doi: 10.1016/j.qref.2015.08.003.

MARI, C., MARRA, M., 2018. Valuing Firms Under Default Risk and Bankruptcy Costs: A WACC-Based Approach. *International Journal of Business*. Roč. 23, č. 2, s. 111–130.

MAŘÍK, M., 2018. *Metody oceňování podniku - proces ocenění, základní metody a postupy*. Praha: Ekopress.

MAŘÍK, M., MAŘÍKOVÁ, P., 2015. Kapitálová struktura – Problém výnosového ocenění podniku. *Ekonomický časopis*. Roč. 63, č. 3, s. 259–277.

MAZET-SONILHAC, C., MESONNIER, J., 2017. The Cost of Equity for Large Non-financial Companies in the Euro Area: An Estimation over the Last Decade. *Quarterly selection of articles - Bulletin de la Banque de France*. Č. 44, s. 27–38.

MODIGLIANI, F., MILLER, M. H., 1958. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*. Roč. 48, č. 3, s. 261–297.

MPO [Ministerstvo průmyslu a obchodu], 2017. *Panorama zpracovatelského průmyslu* [online]. Praha: MPO. [cit. 13. 9. 2018]. Dostupné z: <<https://www.mpo.cz/assets/cz/prumysl/zpracovatelsky-prumysl/panorama-zpracovatelskeho-prumyslu/2018/10/Panorama-2017.pdf>>.

Rudolfová, L.: *Závislost nákladů úročeného cizího kapitálu na vybraných finančních ukazatelích.*

PIERRU, A., BABUSIAUX, D., 2010. WACC and Free Cash Flows: A Simple Adjustment for Capitalized Interest Costs. *Quarterly Review of Economics and Finance*. Roč. 50, č. 2, s. 240–243. doi: 10.1016/j.qref.2009.12.005.

PODŠKUBKA, T., 2012. *Náklady cizího kapitálu při výnosovém ocenění podniků v České republice*. Disertační práce. Praha: Vysoká škola ekonomická.

QI, H., LIU, S., JOHNSON, D., 2012. A model for risky cash flows and tax shields. *Journal of Economics and Finance*. Roč. 36, č. 4, s. 868–881. doi: 10.1007/s12197-010-9162-7.

REVERTE, C., 2009. Do better governed firms enjoy a lower cost of equity capital?: Evidence from Spanish firms. *Corporate Governance: The international journal of business in society*. Roč. 9, č. 2, s. 133–145. doi: 10.1108/14720700910946587.

The dependence of the costs of borrowed interest-bearing capital on the chosen financial variables

Lucie Rudolfová

Abstract:

The article examines the dependence of the costs of borrowed capital on two financial variables (interest coverage and the total volume of interest-bearing borrowed capital). The aim is to evaluate the ability of these two variables to predict the costs of borrowed capital for the purpose of business valuation. Interest coverage as the first variable has been chosen as the main component of the interest coverage model suggested by A. Damodaran in 2006. This model is recommended in literature as one of the possible methods for the estimation of the costs of borrowed capital. This model is not based on the Czech data and that is the reason why I try to evaluate in what extent this variable is useful for the estimation of costs of borrowed capital in case of the Czech companies. The absolute value of interest bearing borrowed capital as a second variable has been chosen because it represents the approximation of the loan volume which as I expect bears lower interest rates in case of higher loan volumes. For the purpose of analysis the regression model was applied on the sample of 8 358 companies which were active in the period 2013–2016 in Czech Republic. Weak indirect dependence was detected between the two observed variables and the costs of borrowed capital. It has also been proven that using a specific combination of these two variables the costs of borrowed capital can be estimated for 65% of companies in the sample with the deviation smaller than 1.5 percentage points.

Keywords: Costs of capital; Borrowed capital; Interest-bearing capital.

JEL Classification: G32.